Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 32, No. 4, Winter 2019, p. 313-323

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۲، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۷، ص. ۳۲۳-۳۱۳

بررسی انتقال قیمت با استفاده از الگوی سنتی و نوین در بازار شیر ایران

یوسف رستمی[1*]- سید صفدر حسینی[2]- رضا مقدسی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۱۱
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۱۳

چکیده

با توجه به نقش و اهمیت عوامل بازار در تعیین قیمت مصرف‌کننده، در این مقاله انتقال قیمت در بازار شیر ایران بررسی شده است. در این تحقیق الگوی هوک بعنوان مدل سنتی و الگوی تصحیح خطای برداری مارکف سوئیچینگ بعنوان مدل نوین با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت شیر از فروردین ۱۳۸۲ لغایت آذر ۱۳۹۴ برآورد شده است. الگوی هوک امکان بررسی تغییر قیمت سر مزرعه و خرده‌فروشی را در دو دوره زمانی و الگوی مارکف سوئیچینگ اجازه بررسی ارتباط چند رژیمی بین قیمت تولیدکننده و قیمت خرده‌فروشی را می دهد. نتایج اصلی نشان می دهد تفاوت معنی‌داری میان مجموع ضرایب متغیرهای افزایشی و کاهشی وجود دارد که این مهم نشانه‌ای از نامتقارن بودن ساز و کار انتقال قیمت در بازار شیر ایران است. در بلند مدت انتقال قیمت بصورت کامل انجام می شود ولی در کوتاه‌مدت تعدیل قیمت بین دو سطح بازار نامتقارن است. به عبارت دیگر واکنش قیمت خرده‌فروشی به تغییرات افزایشی و کاهشی یکسان در قیمت تولیدکننده متفاوت می باشد که نتیجه آن انتفاع بیشتر خرده فروشان از تکانه‌های وارده به بازار می باشد.

واژه‌های کلیدی: بلند مدت، قیمت خرده فروشی، عوامل بازار، قیمت شیر، مدل مارکف سوئیچینگ

مقدمه

بخش کشاورزی در ایران یکی از بخش‌های مهم اقتصادی محسوب می‌شود. این بخش ۱۰/۸ درصد تولید ناخالص ملی، ۱۸ درصد متوسط اشتغال کل، ۸۵ درصد نیازهای غذایی و ۱۰ درصد صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده است (۷). یکی از چالش‌های اساسی بخش کشاورزی کشور، ناکارآمد بودن نظام بازاریابی محصولات کشاورزی است. نوسان و بی‌ثباتی قیمت محصولات کشاورزی به دلایلی چون فصلی بودن، فسادپذیری، نوسانات تولید ناشی از شرایط آب و هوایی، پایین بودن کشش قیمتی عرضه و تقاضا، بازار غیررقابتی و بالا بودن حاشیه بازاریابی از جمله شاخصه‌های اصلی ناکارآمدی بازاریابی محصولات این بخش است (۳).

قیمت محصولات کشاورزی یکی از مهمترین ابزارهای تخصیص منابع در اقتصاد ملی است و نیز نقش تعیین کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد. بر اساس شواهد موجود قیمت محصولات کشاورزی در قیاس با سایر کالاها از نوسانات بیشتری برخوردار است، که این امر دلایل گوناگونی از جمله به هم خوردن تعادل میان عرضه و تقاضا دارد و شدت و ضعف آن به میزان تغییرات عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضا وابسته است. همچنین قیمتها، مهمترین عامل تعیین‌کننده سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان کالای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند. افزون براین، ارتباط بین قیمت‌ها در سطوح تولیدکننده و مصرف‌کننده، شاخصی از کارایی بازار و در نتیجه رفاه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان ایجاد می‌کند که از دیدگاه سیاست‌گذاری نیز با اهمیت است. به همین دلیل تجزیه و تحلیل قیمت کالاهای کشاورزی هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاستگذاری دارای اهمیت است. در این خصوص، بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی به فرایند انتقال قیمت در ساختار بازارهای مرتبط و از مزرعه به خرده‌فروشی توجه نشان داده‌اند. قیمت منجر به اتخاذ تصمیم در مورد تخصیص منابع و ترکیب محصول از سوی کارگزاران اقتصادی شده و انتقال قیمت منجر به ادغام عمودی و افقی بازارها می‌گردد. بنابراین

۱- دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه جامع علمی کاربردی
۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران
۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات
(*- نویسنده مسئول: Email: yousef_rostami@yahoo.com)
DOI: 10.22067/jead2.v32i4.70251

اقتصاددانانی که فرآیندهای بازار را مطالعه می‌کنند علاقمند هستند که فرآیندهای انتقال قیمت را بدانند. عدم تقارن در انتقال قیمت از یک سطح بازار به سطح دیگر آن با تأثیر بر حاشیه بازاریابی، گاه سود قابل توجهی را نصیب واسطه‌های بازاریابی می‌کند و با کاهش رفاه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان، بر کارایی سیستم بازاریابی اثر منفی می‌گذارد (۱۳). بازار محصولات کشاورزی با اعمال سیاست‌های متعدد حمایتی، مورد مداخله دولت قرار می‌گیرد و سیاست‌های قیمتی از جمله مهمترین ابزار برای مداخله حمایتی دولت به شمار می‌رود. این مداخلات غالبا با هدف رشد عرضه و افزایش سطح درآمد و رفاه تولیدکنندگان کشاورزی و همچنین کمک به مصرف‌کنندگان مواد غذایی صورت می‌گیرد. اغلب مداخلات دولت در بخش کشاورزی از طریق دخالت در بازار محصولات کشاورزی و نهاده‌های مورد نیاز این بخش و تنظیم قیمت (تعیین قیمت سقف برای حمایت از مصرف‌کننده و قیمت کف برای حمایت از عرضه‌کننده) و بیمه محصولات کشاورزی و قیمت تضمینی صورت می‌گیرد (۱۳).

یافته‌های انتقال قیمت در بازار شیر ایران می‌تواند به ما این امکان را بدهد که نتیجه‌گیری‌هایی در باره رفتار عاملان اقتصادی از جمله تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان و واسطه‌ها در بازار داشته باشیم، پژوهش در موضوع قیمت مزرعه و خرده‌فروشی و نیز بررسی میزان حاشیه سود در صنعت شیر کاربرد فراوانی برای برنامه‌ریزان و سیاستگذاران بازار شیر دارد. یکی‌ازمسایل مهمی که سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان شیر را تحت تأثیر قرار می‌دهد، چگونگی‌انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار شیر است. مطالعه انتقال قیمت در سطوح تولیدکننده و مصرف‌کننده ابزاری رایج برای اندازه‌گیری رقابت پذیر بودن بازارهای مختلف در دهه اخیر بوده است. شیر و فرآورده های لبنی از جمله بهترین منابع تأمین پروتئین و کلسیم محسوب می‌شوند و در سبد کالای ایرانی، بعد از غلات بیشترین سهم را از نظر وزنی به خود اختصاص داده است، و چگونگی انتقال قیمت و روابط آن که می‌تواند کاربردهای رفاهی و سیاستی در کنترل بازار شیر داشته باشد به عنوان هدف اصلی این مطالعه با فرضیاتی چون انتقال نامتقارن قیمت در بازار شیر ایران و تغییرات قیمت مزرعه علت تغییرات قیمت خرده‌فروشی است مورد بررسی قرار گرفته است.

با رعایت سیر تحول تاریخی پیشرفت‌های حاصل در تکنیک‌های مطالعه انتقال قیمت، ابتدا روش‌های سنتی مثل هوک[1] (۱۹۷۷) و سپس الگوهای نوین مثل روش تصحیح خطای خود توضیح برداری مارکوف-سویچینگ[2] (۱۹۸۹) معرفی و توسعه یافتند. با توجه به اهمیت عدم تقارن یا تقارن در انتقال قیمت از جنبه‌های مختلف، بویژه ارتباط آن با صحت نظریه‌های اقتصادی، تلاش‌های تجربی متعددی برای آزمون وجود انتقال نامتقارن قیمت در بازارهای مختلف شکل گرفته است. اغلب این مطالعات بر اساس روش‌های مختلف از جمله رهیافت هوک که یک روش سنتی محسوب می‌شود و رهیافت خود توضیح برداری مارکوف‌سوئیچینگ که یک روش نوین به شمار می‌رود صورت گرفته است. در این تحقیق تحلیل رفتار انتقال قیمت با استفاده از روش سنتی هوک و روش تصحیح خطای خود توضیح برداری مارکوف‌سویچینگ صورت گرفته و متغیرهای مورد بررسی شامل قیمت شیر بصورت خرده‌فروشی در سطح بازار مصرف و قیمت شیر سر مزرعه در سطح تولیدکننده، بصورت داده‌های سری‌های زمانی ماهانه طی دوره ۱۳۸۳ لغایت ۱۳۹۳ استفاده شده است. جامعه آماری در این تحقیق کلیه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان شیر در ایران هستند و داده‌ها از طریق اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، شرکت پشتیبانی امور دام کشور و وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری شده است.

مروری بر روند تولید شیر در ایران

ایران یکی از تولیدکنندگان مهم شیر در خاورمیانه است. تولید سالانه شیر در ایران بصورت تقریبی حدود ده میلیون تن می‌باشد که ۹۰ درصد این میزان شیر، تولید گاو و مابقی تولید گوسفند، بز و گاومیش می‌باشد. مطابق جدول ۱ تولید شیر در سال ۱۳۶۱ حدود ۲/۸ میلیون تن بوده که پس از یک دهه با رشد سالانه ۴/۲۹ درصد به ۴ میلیون تن رسیده است. این روند افزایشی ادامه داشته تا اینکه میزان تولید در سال ۱۳۹۱ به حدود ۹ میلیون تن و در سال ۱۳۹۵ به ۹/۶۵۳ میلیون تن رسیده است.

جدول ۱- روند تولید شیر در ایران ۱۳۹۵-۱۳۶۱

Table 1- Milk production trend in Iran, 1982-2016

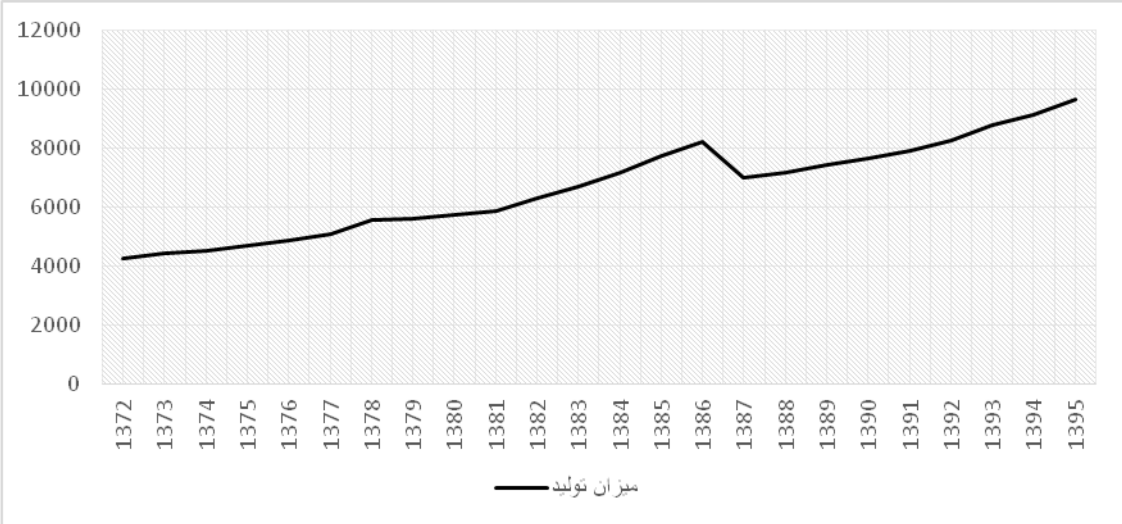
سال Year	تولید (۱۰۰۰ تن) Production (1000tonnes)	نرخ رشد Growth (%)
1361	**2800**	-
1371	**4035**	**41.4**
1381	**5060**	**25.4**
1391	**7952**	**57.2**
1395	**9653**	**21.4**

منبع: وزارت جهاد کشاورزی — Source: Research findings

روند تولید شیر در فاصله ۱۳۷۲ لغایت ۱۳۹۵ در شکل ۱ آمده است.

1- Houck

2- Markov-Switching Vector Autoregressive



شکل ۱- روند تولید شیر در ایران ۹۵-۱۳۷۲ (هزار تن)
Figure 1- Milk production trend in Iran, 1982-2016

مبانی نظری و روش تحقیق

با توجه به روش‌های مختلفی که به منظور بررسی انتقال قیمت سر مزرعه با قیمت خرده‌فروشی وجود دارد، امروزه الگوهای انتقال قیمت غیرخطی کاربرد گسترده‌ای در مطالعات تجربی دارند. لیکن جهت مقایسه نتایج در مطالعه حاضر بررسی چگونگی انتقال قیمت عمودی در بازار شیر در قالب الگوی هوک که یک الگوی قدیمی بوده و الگوی خودتوضیح برداری مارکوف– سوئیچینگ که یک الگوی نوین است انجام شده است.

رهیافت هوک

در روش هوک، انتقال نامتقارن قیمت بر اساس تقسیم‌بندی متغیرهای قیمت به مراحل کاهشی و افزایشی بررسی می‌شود. الگوهای ارائه شده الگوهای مانا هستند و قادر به توضیح تغییرات قیمتی در طول زمان نیستند. الگوی عدم تقارن قیمت وارد (۱۹۸۲) مباحث گوناگونی مانند دامنه‌ی انتقال قیمت، سرعت انتقال قیمت و وجود اختلاف در واکنش نسبت افزایش و یا کاهش قیمت را به طور همزمان بررسی می‌کند. بر اساس این رهیافت قیمت‌ها در سطوح مختلف بازار با یکدیگر مرتبط هستند به گونه‌ای که:

$$\ln r_t = f(\ln f_t) \qquad (۱)$$

که lnrt نشان‌دهنده لگاریتم قیمت در سطح خرده‌فروشی و lnft لگاریتم قیمت در سطح سرمزرعه است که فرم کلی آن مطابق رابطه زیر است:

$$\ln r_t = \alpha_{0t} + \sum_{j=1}^{k} \alpha_g \ln f_{t-j+1} + \varepsilon_i \qquad (۲)$$

اگر عدم تقارنی وجود داشته باشد در این صورت α0t بسته به این که lnft بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از lnft-1 باشد، متفاوت است. رهیافت هوک (۱۹۷۷) برای بررسی نحوه انتقال قیمت بین مزرعه و خرده‌فروشی به شکل زیر است:

(۳)

$$\Delta \ln \mathrm{Pr}_t = \alpha_0 t + \sum_{i=1}^{M_1} \alpha_{1i} \Delta \ln Pf_{t-i}^{+} + \sum_{i=1}^{M_2} \alpha_{2i} \Delta \ln Pf_{t-i}^{-} + u_t$$

که در آن lnPr لگاریتم قیمت خرده فروشی، lnPf لگاریتم قیمت سر مزرعه، $\Delta \ln Pf_{t-1}^{+}$ افزایش در قیمت‌های مزرعه، $\Delta \ln Pf_{t-1}^{-}$ کاهش در قیمت‌های مزرعه، M1 و M2 طول وقفه‌ها می‌باشند و ضرایب α1 و α2 به ترتیب تأثیر افزایش و کاهش قیمت‌های مزرعه روی قیمت‌های خرده فروشی می‌باشند. این معادله با روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد است و طول وقفه‌ها نیز با آماره‌های آکائیک[1]، شوارتز[2] یا R2 تعدیل شده به دست می‌آید. به منظور برآورد الگوی هوک معادله زیر برازش گردید: (متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی می‌باشند)

(۴)

$$RMP_t - RMP_0 = \alpha_0 + \sum_0^n \alpha_i \Delta PMP_{t-i}^{+} + \sum_0^m \alpha_j \Delta PMP_{t-j}^{-} + e_t$$

سمت چپ رابطه مؤید تغییر قیمت خرده‌فروشی در دو دوره زمانیست. در سمت راست نیز دو متغیر نماینده افزایش و کاهش در

1- Akaike
2- Schwartz

قیمت تولیدکننده لحاظ شده است. در دو دوره زمانی متوالی اگر قیمت تولیدکننده افزایش یافته باشد متغیر افزایش غیرصفر و متغیر کاهش برابر صفر خواهد بود و بالعکس. نکته مهم دیگر در این الگو تعیین طول وقفه (m و n) است که به کمک معیارهای آکائیک و شوارتز انجام می‌شود. پس از برآورد الگوی فوق به روش حداقل مربعات معمولی، فرضیه برابری مجموع ضرایب متغیرهای کاهش و افزایش قیمت آزمون می‌شود.

$$H_0 : \sum_{i=0}^{M_1} \alpha_{1i} = \sum_{i=0}^{M_2} \alpha_{2i}$$

در صورت تأیید فرضیه فوق تقارن در انتقال قیمت در بازار شیر تأیید خواهد شد و طبیعتا در صورت رد این فرضیه انتقال قیمت از نوع نامتقارن می‌باشد.

اگر مجموع ضرایب افزایش تجمعی قیمت با مجموع ضرایب کاهش تجمعی قیمت از نظر آماری برابر باشد، آنگاه فرضیه انتقال قیمت متقارن قابل پذیرش خواهد بود. به منظور آزمون رد یا پذیرش فرض صفر از آزمون والد[1] استفاده می‌شود. این آزمون بر پایه آماره F و χ2 استوار است. این رهیافت به ویژگی‌های سری‌های زمانی داده‌ها توجهی نمی‌کند، لذا سری‌هایی که از خود همبستگی متوالی رنج می‌برند، معمولاً به رگرسیون کاذب منجر می‌شوند (هوک، ۱۹۷۷).

رهیافت مارکوف- سوئیچینگ

در الگوی خودتوضیح برداری مارکوف- سوئیچینگ فرض بر آن است که روابط دو متغیر در دوره‌های زمانی مختلف ممکن است از ساختار متفاوتی تبعیت نماید. در این شرایط هر یک از دوره‌های فوق تحت عنوان یک رژیم شناخته می‌شود. اگر تصور بر این باشد که سری زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان توام با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل VAR موجه نبوده و از مدل‌های MSVAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش آن است که

$$\sum_{i=1}^{N} p_{ij} = 1 \qquad \forall i, j \in \{1, \ldots, N\} \tag{۸}$$

با در کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس N×N ، ماتریس احتمال انتقالات (p) به دست می‌آید که هر عنصر از آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد به‌طوری که $\sum_{J=1}^{N} p_{ij} = 1$ و $0 \le p_{ij} \le 1$ می‌باشد.

پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم (S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به‌دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود (۱۱):

(۵)

$$p(y_t \mid y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t \mid y_{t-1}, \theta_1) & if \quad s_t = 1 \\ f(y_t \mid y_{t-1}, \theta_N) & if \quad s_t = N \end{cases}$$

به طوری که θ_N بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و y_{t-1} نشانگر مشاهدات $[y_{t-1}]_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد. برای یک رژیم مشخص s_t، y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

(۶)

$$y_t = \nu(\varepsilon_t) + A_1(\varepsilon_t) y_{t-1} + \ldots + A_p(s_t) y_{t-p} + u_t$$

که در آن $u_t = NID\{0, \sum(s_t)\}$ می‌باشد. برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده‌ها نیاز است که به نحوی تغییر در رژیم (S_t) را بشناسیم، که در مدل های مارکوف-سویچینگ فرض می‌شود (S_t) به‌وسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف به صورت زیر ایجاد می‌شود:

(۷)

$$\Pr\left[S_t \mid \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{Y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}\right] = \Pr\{S_t \mid S_{t-1}, P\}$$

که در آن P برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌هاست. براساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به دست آورد:

$$p_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j \mid S_t = i),$$

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix} \tag{۹}$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MSVAR زیر می‌شود:

(۱۰)

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t) y_{t-1} + \ldots + A_p(s_t) y_{t-p} + u_t$$

1- Wald Test

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (s_t) وابسته هستند، بنابراین مدل فوق را می‌توان بـه شـکل زیـر هـم نشـان داد:

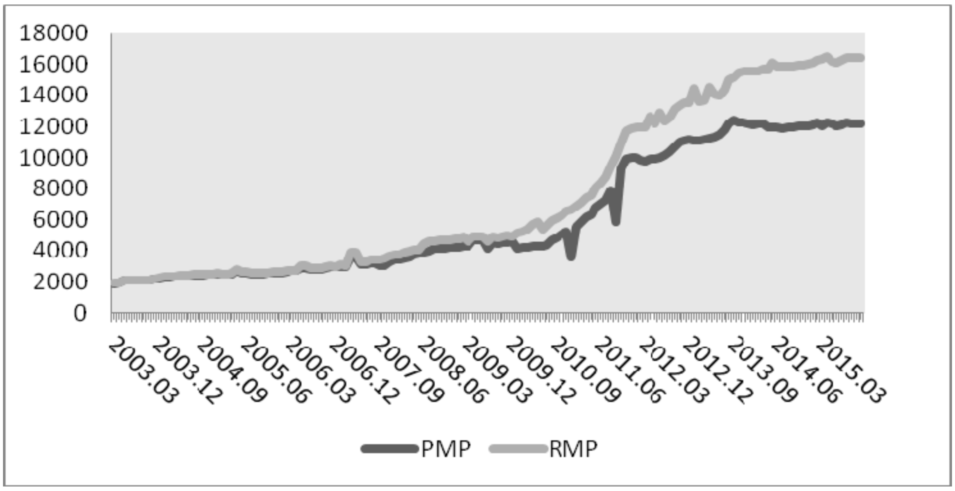
$$y_t = \begin{cases} \nu_1 + A_{11} y_{t-1} + \dots + A_{p1} y_{t-p} + \sum_1^{1/2} u_t & if \quad s_t = 1 \\ \vdots \\ \nu_N + A_{1N} y_{t-1} + \dots + A_{pN} y_{t-p} + \sum_N^{1/2} u_t & if \quad s_t = N \end{cases} \qquad (11)$$

در این تحقیق تحلیل رفتار انتقال قیمت با استفاده از روش سنتی هوک و روش تصحیح خطای خود توضیح برداری مارکوف‌سـوییچینگ صورت گرفته و متغیرهای مورد بررسی شـامل قیمـت شـیر بصـورت خرده‌فروشی در سطح بازار مصرف و قیمت شیر سر مزرعـه در سـطح تولیدکننده، بصورت داده‌های سری‌های زمانی ماهانه طی دوره ۱۳۸۳ لغایت ۱۳۹۳ استفاده شده است. جامعه آمـاری در ایـن تحقیـق کلیـه تولیدکنندگان و مصرف‌کننـدگان شـیر در ایـران هسـتند و داده‌هـا از طریـق اداره آمــار اقتصــادی بانــک مرکــزی، مرکــز آمــار ایــران، شرکت پشتیبانی امور دام کشور و وزارت جهاد کشـاورزی جمـع‌آوری شده است.

نتایج و بحث

این بخش به بیان مهمترین یافته‌های تحقیق اختصاص می‌یابـد. ابتدا مروری بر روند تغییرات قیمت تولیدکننده (تحویل درب گاوداری) و مصرف‌کننده (خرده‌فروشی) شیر و برخی آمار توصـیفی آن خـواهیم داشت. پس از آن نتایج آزمون‌های ایستایی، علیـت، هـم انباشـتگی و همچنین یافته‌های حاصل از برآورد الگوی تصـحیح خطـای بـرداری مارکوف- سوئیچینگ ارائه و مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

در این مطالعه اطلاعات ماهانه قیمت شیر در دو سطح تولیدکننده و خرده فروشی در دوره فروردین ۱۳۸۲ لغایت آذر ۱۳۹۴ مورد استفاده قرار گرفته است. شکل ۲ روند تغییرات دو متغیر را نشان می‌دهد.



شکل ۲- روند تغییرات قیمت مزرعه و خرده فروشی شیر (کیلوگرم/ ریال)

RMP and PMP بترتیب قیمت تولید کننده و قیمت خرده فروشی است

Figure 2- Trend of fluid milk farm and retail prices in Iran (Rial/kg)

PMP and RMP stand for producer and retail milk price, respectively.

چنانچه ملاحظه می‌شود هر دو متغیر در دوره مورد بررسـی رونـد صعودی را به ویژه در دهه ۹۰ تجربه کرده‌اند. افـزایش بیشـتر قیمـت شیر در دهه مزبور مؤید رویکرد حمایتی قـوی تـر دولـت از دامـداران می‌باشد. ضمن آنکه شکاف موجود بین دو متغیر نیز در دهه فـوق بـه تدریج افزایش یافته است. این امر به مفهوم گسترش حاشیه بازاریـابی در بازار شیر است که ناشی از افـزایش سـهم عوامـل بازاریـاب نظیـر شرکت‌های پخش از قیمت پرداختی مصرف‌کننده مـی‌باشـد. متوسـط قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در کل دوره به‌ترتیب حـدود ۵۱۸۸ و ۶۸۳۴ ریال به ازاء هر کیلوگرم بوده است. آمـار توصـیفی متغیرهـا در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲- نتایج آماری متغیرهای تحقیق (کیلوگرم/ ریال)
Table 2- Statistic results of research variables

	میانگین Mean	میانه Mod	حداکثر Max	حداقل Min	انحراف معیار df	تعداد مشاهدات Frequency
قیمت تولیدکننده Producer price	5188	4073	11827	1761	3387.15	153
قیمت مصرف‌کننده Consumer price	6834	4981	18416	2113	4911.90	153

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳ نتایج آزمون های ایستایی متغیر های بکار رفته در برازش الگو را نشان می‌دهد. به منظور سهولت در تفسیر نتایج از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده شده است. در هر دو آزمون بکار رفته فرضیه صفر بر ناایستایی و یا وجود ریشه واحد در متغیرها دلالت دارد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود آماره آزمون در سطح متغیرها غیرمعنادار اما در تفاضل اول و در سطح ۵ درصد معنادار است. به منظور پرهیز از مواجهه با رگرسیون کاذب در مرحله بعد وجود رابطه هم انباشتگی میان متغیرها آزمون گردید. جهت رابطه علیت میان متغیرها به کمک آزمون گرنجر بررسی و مطابق نتایج ذکر شده در جدول ۴ علیت یک طرفه از قیمت تولیدکننده به قیمت مصرف‌کننده تایید شد. لازم به ذکر است که به دلیل ناایستایی متغیرها از تفاضل مرتبه اول آنها در آزمون گرنجر استفاده گردید.

جدول ۳- نتایج آزمون ایستایی متغیرها
Table 3- Results of unit root tests

	دیکی فولر تعمیم یافته Generalized Dickey–Fuller			آزمون فیلیپس- پرون Philips prone test		
متغیر Variable	آماره آزمون Test statistic	تصریح Specification	احتمال Probability	آماره آزمون Test statistic	تصریح Specification	احتمال Probability
لگاریتم قیمت تولید کننده (LnPMP)	-2.40	وقفه۳جزء ثابت و روند 3 lags, constant, trend	0.38	-1.98	جزء ثابت و روند	0.60
لگاریتم قیمت مصرف‌کننده (LnRMP)	-2.39	وقفه۵جزء ثابت و روند 5 lags, constant, trend	0.39	4.81	–	1.00
تفاضل اول لگاریتم قیمت تولید کننده (ΔLnPMP)	-3.46	وقفه ۲ جزء ثابت 2 lags, constant	0.04	-9.97	جزء ثابت و روند	<0.0001
تفاضل اول لگاریتم قیمت مصرف‌کننده (ΔLnRMP)	-3.32	وقفه ۴ 4 lags	0.04	-10.82	جزء ثابت	<0.0001

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

جدول ٤- نتایج آزمون علیت گرنجر
Table 4- Granger causality test result

	آماره آزمون Test statistic	احتمال Probability	تعداد مشاهدات Frequency
فرضیه صفر: قیمت تولیدکننده علت قیمت مصرف کننده نیست H_0 : Producer price is not cause of consumer price	7.96	<0.0001	149
فرضیه صفر: قیمت مصرف کننده علت قیمت تولید کننده نیست H_1: Consumer price is nit cause of producer price	2.46	0.06	149

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

آزمون هم انباشتگی یوهانسون بر وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت به فرم زیر دلالت داشت:

$$LnRMP_t = -0.53 + 1.09LnPMP_t \quad (۱۲)$$

stdv (0.13) (0.02)

بر اساس رابطه فوق می‌توان ادعا نمود که در دوره مورد بررسی یک درصد افزایش در قیمت تولیدکننده شیر بطور متوسط موجب افزایش ۱/۰۹ درصدی در قیمت مصرف‌کننده (خرده‌فروشی) این محصول شده است ضمن آنکه این انتقال قیمت به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. باید در نظر داشت که ضریب فوق در واقع کشش انتقال قیمت بلندمدت در بازار شیر است.

نتایج برآورد الگوی هوک

اگرچه الگوی هوک جهت بررسی انتقال قیمت زمانی که متغیرها هم انباشته نباشند توصیه شده است، ولی در این تحقیق صرفا جهت مقایسه نتایج، الگوی مزبور در کنار الگوی هدف تخمین زده شده است. به منظور برآورد الگوی هوک معادله زیر برازش گردید: (متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی می‌باشند)

$$RMP_t - RMP_0 = \alpha_0 + \sum_0^n \alpha_i \Delta PMP_{t-i}^{+} + \sum_0^m \alpha_j \Delta PMP_{t-j}^{-} + e_t \quad (13)$$

سمت چپ رابطه مؤید تغییر قیمت خرده‌فروشی در دو دوره زمانیست. در سمت راست نیز دو متغیر نماینده افزایش و کاهش در قیمت تولیدکننده لحاظ شده است. در دو دوره زمانی متوالی اگر قیمت تولیدکننده افزایش یافته باشد متغیر افزایش غیرصفر و متغیر کاهش برابر صفر خواهد بود و بالعکس. نکته مهم دیگر در این الگو تعیین طول وقفه (m و n) است که به کمک معیارهای آکائیک و شوارتز انجام می شود. پس از برآورد الگوی فوق به روش حداقل مربعات معمولی، فرضیه برابری مجموع ضرایب متغیرهای کاهش و افزایش قیمت آزمون می‌شود.

$$H_0 : \sum_0^n \alpha_i = \sum_0^m \alpha_j$$

در صورت تأیید فرضیه فوق (که به کمک آزمون والد به راحتی قابل انجام است) تقارن در انتقال قیمت در بازار شیر تأیید خواهد شد و طبیعتا در صورت رد این فرضیه انتقال قیمت از نوع نامتقارن می‌باشد. نتیجه برآورد الگوی هوک در جدول ۵ گزارش شده است.

این جدول ضرایب کوتاه مدت واکنش قیمت خرده‌فروشی به تغییر قیمت تولیدکننده در دوره جاری را نشان می‌دهد حال آنکه ضرایب بلندمدت مبین عکس‌العمل قیمت خرده‌فروشی به تغییر قیمت تولیدکننده پس از گذشت مدت زمان لازم برای بروز فعل و انفعالات در بازار است. به عنوان مثال ضریب ۰/۶۱ نشان می‌دهد که اگر قیمت تولیدکننده یک درصد کاهش یابد، قیمت خرده‌فروشی نیز در همان دوره زمانی ۰/۶۱ درصد تنزل خواهد یافت. (یادآوری می‌گردد که متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی لحاظ شده‌اند) ضریب ۰/۷۳ نیز تفسیر مشابهی در حالت افزایش قیمت خواهد داشت. البته اختلاف این دو ضریب اندک است که می‌تواند ناشی از نوع نظام قیمت‌گذاری شیر در ایران باشد که با دخالت مستقیم دولت انجام می‌شود. ضرایب ۰/۸۹ و ۰/۹۹ نیز رفتار واکنشی قیمت خرده‌فروشی را با در نظر گرفتن وقفه‌های زمانی نشان می‌دهند. این ضرایب مطابق انتظار بزرگتر از ضرایب کوتاه مدت برآورد شده‌اند.

جدول ۵- نتایج برآورد الگوی هوک (متغیر وابسته: تغییر قیمت خرده‌فروشی)

Table 5- Houck model results (Dependent variable: Retail price)

نوع انتقال قیمت Price transmission	نتیجه آزمون Test result	آماره آزمون والد Valed Test statistic	ضریب بلند مدت تغییر قیمت Long run coefficient کاهش Dec.	افزایش Inc.	ضریب کوتاه مدت تغییر قیمت Short run coefficient کاهش Dec.	افزایش Inc.	متغیر Variable
نامتقارن Asymmetry	رد فرضیه صفر H0 riject	14.24	0.89	0.99	0.61	0.73	قیمت تولیدکننده Producer price

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

در جدول فوق ضرایب کوتاه مدت واکنش قیمت خرده فروشی به تغییر قیمت تولیدکننده در دوره جاری را نشان می‌دهد حال آنکه ضرایب بلندمدت مبین عکس‌العمل قیمت خرده‌فروشی به تغییر قیمت تولیدکننده پس از گذشت مدت زمان لازم برای بروز فعل و انفعالات

در بازار است. به عنوان مثال ضریب ۰/۶۱ نشان می‌دهد که اگر قیمت تولیدکننده یک درصد کاهش یابد، قیمت خرده‌فروشی نیز در همان دوره زمانی ۰/۶۱ درصد تنزل خواهد یافت. (یادآوری می‌گردد که متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی لحاظ شده‌اند) ضریب ۰/۷۳ نیز تفسیر مشابهی در حالت افزایش قیمت خواهد داشت. البته اختلاف این دو ضریب اندک است که می‌تواند ناشی از نوع نظام قیمت‌گذاری شیر در ایران باشد که با دخالت مستقیم دولت انجام می‌شود. ضرایب ۰/۸۹ و ۰/۹۹ نیز رفتار واکنشی قیمت خرده‌فروشی را با در نظر گرفتن وقفه‌های زمانی نشان می‌دهند. این ضرایب مطابق انتظار بزرگتر از ضرایب کوتاه مدت برآورد شده‌اند.

آماره محاسباتی آزمون والد که در سطح بالایی معنادار است تأییدی بر نامتقارن بودن انتقال قیمت در بازار شیر ایران است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که واکنش قیمت خرده‌فروشی شیر به افزایش معینی در قیمت تولیدکننده متفاوت از واکنش مربوطه به کاهش مشابه در قیمت تولیدکننده خواهد بود. این موضوع از منظر سیاست‌گذاری و با توجه به نقش شیر در سلامت افراد، فوق العاده حائز اهمیت است و باید در تنظیم سیاست‌های حمایتی مکمل مورد توجه واقع گردد.

نتایج برآورد الگوی خود توضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ

تعداد رژیم‌ها و وقفه‌ها بر اساس آماره آکائیک تعیین و در نهایت الگوی دو رژیمه با سه وقفه انتخاب و برآورد گردید که نتایج آن در جدول ۶ گزارش شده است. نکته قابل توجه در این جدول کاهش قابل ملاحظه ضریب تصحیح خطا می‌باشد که دلالت بر سرعت تعدیل کمتر در رابطه بلندمدت در الگوی غیرخطی است. مساله دیگر میزان افزایش انحراف معیار جزء خطا در رژیم دوم نسبت به رژیم اول است. همانطور که ملاحظه می‌شود این کمیت در معادله قیمت تولیدکننده با ضریب ۳/۰۴ و در معادله قیمت مصرف‌کننده با ضریب ۱/۵۳ افزایش یافته است.

جدول ٦- نتایج برآورد الگوی خودتوضیح برداری مارکوف- سوئیچینگ
Table 6- Markov-switching vector error correction model results

	رژیم اول Regim 1		رژیم دوم Regim 2	
	ΔPMPt	ΔRMPt	ΔPMPt	ΔRMPt
مقدار ثابت Costant	-0.013	0.063	-0.013	0.063
ΔPMPt-1	0.619*	0.293*	0.038	-0.039*
ΔPMPt-2	-.208*	-0.017	0.41*	0.048
ΔPMPt-3	* 0.432	0.044	0.508*	0.068
ΔRMPt-1	- 0.299*	-0.030	-0.173	0.236*
ΔRMPt-2	0.043	0.51*	-0.035	0.097
ΔRMPt-3	- 0.295*	-0.221*	-.224*	0.001
ECTt-1	0.008	-0.041*	0.004	-0.041*
εσ	0.0056	0.0034	0.0170	0.0052

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings
*: معنادار در سطح ۵ درصد significant at 5%

لازم به ذکر است که رابطه بلند مدت در رژیم اول مطابق رابطه (اول) و در رژیم دوم به شکل رابطه (دوم) برآورد گردید.

$$LRMPt = -0.46 + 1.04LPMPt$$
$$Stdv \quad (0.12) \quad (0.01)$$
رابطه (۱۴)

$$LRMPt = -0.05 + 1.09LPMPt$$
$$Stdv \quad (0.04) \quad (0.004)$$
رابطه (15)

چنانچه ملاحظه می‌شود اختلاف کشش‌های برآوردی در دو رژیم اندک است. به منظور بررسی ثبات و پایداری رژیم‌ها در الگوی مارکوف– سوئیچینگ ، عموما از ماتریس احتمال انتقال استفاده می‌شود. این ماتریس در مطالعه حاضر به فرم زیر بدست آمده است:

جدول ۷- ماتریس احتمال انتقال در الگوی مارکوف– سوئیچینگ
Table 7- Transition matrix for the estimated MSVECM

	رژیم اول Regim1	رژیم دوم Regim2
رژیم اول Regim1	0.95	0.05
رژیم دوم Regim2	0.03	0.97

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

در ماتریس فوق اعداد ۰/۹۵ و ۰/۹۷ احتمال عدم تغییر در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهند. آشکار است که میل به عدم تغییر در دو رژیم برآوردی زیاد و البته در الگوی دوم اندکی بیشتر است. ضریب پایداری[1] مورد انتظار دو الگو نیز به ترتیب برابر ۲۰/۵۳ و ۳۳/۱۷ ماه تخمین زده شده است. واضح است که الگوی دوم پایدارتر از الگوی اول می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد در حدفاصل اواسط سال ۱۳۸۲ تا اواخر سال ۱۳۸۵ ارتباط میان قیمت خرده‌فروشی و تولیدکننده شیر در ایران از رژیم اول تبعیت ننموده و رژیم دوم بازگو کننده الگوی انتقال قیمت در این بازار بوده است. ضمنا از سال ۱۳۹۲ به بعد که قیمت‌های خرید شیر از دامداران افزایش زیادی داشته است، حساسیت قیمت مصرف‌کننده به تغییرات قیمت تولیدکننده افزایش یافته و الگوی انتقال قیمت از رژیم دوم که کشش بالاتری را نشان می‌دهد تبعیت نموده است.

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر به دنبال آن بوده که نحوه واکنش قیمت خرده‌فروشی به هر گونه تغییر (شوک) در قیمت تولیدکننده این کالا را الگوسازی نموده و از این طریق توصیه‌های سیاستی مناسب در جهت تضمین دسترسی افراد به شیر را ارائه نماید. بر این اساس موضوع روابط قیمتی بین تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در بازار شیر ایران با بهره‌گیری از متدهای نوین به عنوان هدف اصلی مطالعه حاضر تعریف گردید. نتایج آزمون ایستایی متغیرها بر نا ایستایی آنها دلالت داشت که با توجه به بررسی‌های نموداری به عمل آمده و روند صعودی متغیرها در دوره مورد بررسی مورد انتظار بود. یافته‌های حاصل از الگوی هوک بر وجود رابطه تأخیری چهار دوره‌ای میان تغییرات قیمت خرده فروشی و شوک وارده به قیمت تولیدکننده دلالت دارد. بدین مفهوم که کل اثر ناشی از تغییر قیمت تولیدکننده حداکثر در چهار دوره زمانی (چهار ماه) به قیمت خرده فروشی منتقل می‌گردد. نکته دیگر اینکه تفاوت معناداری میان مجموع ضرایب متغیرهای افزایشی و کاهشی مشاهده شد. این مهم نشانه‌ای از نامتقارن بودن مکانیسم انتقال قیمت در بازار این محصول است. به عبارت دیگر واکنش قیمت خرده¬فروشی به تغییرات افزایشی و کاهشی یکسان در قیمت تولیدکننده متفاوت می‌باشد. این یافته نیز با بسیاری از مطالعات داخلی و خارجی هم راستا است. ضرایب کشش انتقال قیمت بلندمدت در سطوح ۰/۸۹ و ۰/۹۹ در دو حالت کاهش و افزایش قیمت تولیدکننده برآورد شد. این ضرایب مطابق انتظار بزرگتر از ضرایب کوتاه مدت می‌باشند.

بخش دیگر از مطالعه به بررسی چگونگی انتقال قیمت عمودی در بازار شیر در قالب الگوی خودتوضیح برداری مارکوف– سوئیچینگ اختصاص یافت. در این الگو فرض بر آن است که روابط دو متغیر در دوره‌های زمانی مختلف ممکن است از ساختار متفاوتی تبعیت نماید. در این شرایط هر یک از دوره های فوق تحت عنوان یک رژیم شناخته می‌شود. به منظور آزمون برتری الگوی غیرخطی بر الگوی خطی از آماره نسبت درست نمایی (LR) استفاده شد. مقدار محاسباتی این آماره در تحقیق حاضر معنادار و بر سازگاری الگوی غیرخطی با داده‌ها دلالت دارد. تعداد رژیم‌ها و وقفه‌ها نیز بر اساس آماره آکائیک تعیین و در نهایت الگوی دو رژیمه با سه وقفه انتخاب و برآورد گردید. ضریب تصحیح خطای برآوردی برای الگوی فوق در قیاس با الگوی خودتوضیح برداری خطی افزایش معناداری را نشان می‌دهد. این یافته بدان معناست که سرعت تعدیل به سمت رابطه بلندمدت در الگوی غیرخطی کمتر است. مساله دیگر میزان افزایش انحراف معیار جزء خطا در رژیم دوم نسبت به رژیم اول است. این

1- Expected Duration

کمیت در معادله قیمت تولیدکننده با ضریب ۳/۰۴ و در معادله قیمت مصرف‌کننده با ضریب ۱/۵۳ افزایش یافته است. ضرایب احتمال انتقال بین رژیم‌ها معادل ۰/۹۵ و ۰/۹۷ تخمین زده شد که احتمال عدم تغییر در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهند. آشکار است که میل به عدم تغییر در دو رژیم برآوردی زیاد و البته در الگوی دوم اندکی بیشتر است.

بر پایه یافته‌های حاصل از آزمون علیت گرنجر یک رابطه علی یک طرفه از قیمت تولیدکننده به قیمت خرده فروشی تأیید گردید. ضمن آنکه نوع مکانسیم قیمت‌گذاری شیر هم به گونه ایست که پس از تصویب و ابلاغ قیمت خرید از دامداری‌ها، قیمت خرده‌فروشی شکل می‌گیرد. لذا تغییر قیمت تولیدکننده عاملی برای تغییر قیمت خرده‌فروشی شیر تلقی می‌گردد. همچنین شکاف دو سری قیمتی در دوره مورد بررسی از یک سو بر رویکرد حمایتی قوی تر دولت از دامداران دلالت داشته و از سوی دیگر نشان از افزایش سهم عوامل بازاریابی از قیمت پرداختی مصرف‌کننده دارد. به عبارت دیگر با متنوع شدن تعداد شرکت‌های فعال در حوزه عرضه لبنیات و مدرن تر شدن خدمات بازاریابی (بسته‌بندی، پخش و غیره) حاشیه بازاریابی در این صنعت رفته رفته بزرگتر شده است. حسینی و قهرمان زاده (۱۳۸۵) در بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران، شادمهری و احمدی (۱۳۸۹) در مطالعه انتقال نامتقارن عمودی قیمت بین دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده در بازار شیر ایران و یاوری (۱۳۹۱) در بررسی انتقال عمودی قیمت در بازار گوشت گوساله به نتایج مشابهی دست یافتند.

با توجه به عدم وجود شرایط مناسب رقابتی در بازار، طراحی بسته‌های حمایتی مکمل برای مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در شرایطی که به هر علت با شوک افزایشی به قیمت تولیدکننده مواجه هستیم، پیشنهاد می‌گردد. این بسته می‌تواند مؤلفه‌هایی همچون افزایش عرضه شیر یارانه‌ای و توزیع فرآورده‌های لبنی با قیمت‌های یارانه‌ای را شامل گردد. اگرچه نظارت مستمر بر بازار نهاده‌های دامی به منظور مواجهه با ورود هر گونه شوک افزایشی به قیمت این نهاده‌ها هم به طور جدی توصیه می‌شود.

منابع

1- Pishbahar A., Ferdousi R., and Asadollahpour P. 2016. A survey on chicken meat market transactions: using the Markov Switching autoregressive pattern- MSVAR. Agriculture Economics, 9(2): 72-55.
2- Acosta A., and Valdes A. 2013. Vertical price transmission of milk prices: Are small dairy producers efficiently integrated into markets? Agribusiness, 30(1): 56-63.
3- Aguiar D., and Santana J.A. 2002. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence for Brazil. Agribusiness, (18): 37-48.
4- Aida M., and Moghaddasi R. 2011. Price Transmission Analysis from Farm to Retail in Chosen Crops (Potato and tomato). M.S. Thesis, Agricultural Economics Department, Faculty of Agriculture, Science and Research Branch of Islamic Azad University.
5- Bernard J.C., and Willet L.S. 1996. Asymmetric price relations in the U.S. broiler industry. Journal of Agricultural and Applied Economics, 28(2): 279-289.
6- Capps J.O., and Sherwel P. 2005. Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products. Selected paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association, 1-27.
7- Economic Report and Balance Sheet 2015. Office of Economic Research, Central Bank of Iran, Nov. 2017.
8- Falkowski J. 2010. Price transmission and market power in a transition context: evidence from the Polish fluid milk sector. Post-Communist Economies, 22: 513-529.
9- Food and Agriculture Organization of the United Nations. FAO Statistical Databases, 2017.
10- Frey G., and Manera M. 2007. Econometric models of asymmetric price transmission. Journal of Economics Survey, 21(2): 349-415.
11- Goodwin B.K., and Holt M.T. 1999. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. Beef Sector. American Journal of Agricultural Economics, (81): 630-637.
12- Hamilton J.D. 1989. "A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle", Econometrica, 57(2): 357–384.
13- Hosseini S.S., and Nikokar A. 1385. Asymmetric price transmission and its effect on market margin in chicken industry in Iran. Iranian Journal of Agricultural Science, 2-37(1): 1-9. (In Persian)
14- Hosseini S.S., Nikoukar A., and Dourandish A. 2012. Price transmission analysis in Iran chicken market. International Journal of Agricultural Management & Development (IJAMAD), 2(4): 243-253, December, 2012.
15- Houck J.P. 1977. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. American Journal of Agricultural Economics, 59(3): 570-572.
16- Bahrami J., Mohammadi T., and Bozorg S. 2015. Asymmetric exchange rates to domestic price indices with a weighted approach, Quarterly Journal of Economic Research, 60: 65-37(In Persian)

17- Krolzig H.M. 1997. Markov switching vector autoregressions. Modeling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer.
18- Krolzig H.M., Marcellino M., and Mizon G.E. 2002. A Markov-switching vector equilibrium correction model of the UK labor market. Empirical Economics, 27(2): 233-254.
19- Nikoukar A. 2007. Price Transmission Analysis in Iran Chicken Market. Ph.D. Thesis, Agriculturl Economics Department, Faculty of Economics and Rural Development, Tehran University. (In Persian)
20- Study of the Process of Production of Protein Products in the Country during Four Decades (1353 to 1392). Planning and Economic Deputy, Ministy of Jihad e Keshavarzi, 2015.
21- Rezitis N.A., and Reziti I. 2011. Threshold cointegration in the Greek milk market. Journal of International food Agribusiness Market, 23(3): 231-246.